فصلنامه علمی-پژوهشی روان‌شناسی کاربردی، سال ۱۱، شماره ۴(۴۴)، زمستان ۱۳۹۶، ۶۱۵-۵۹۷
Journal of Applied Psychology, Vol. 11, No. 4(44), Winter 2018, 597-615
IISSN: 2008-4331

ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس تجربه زمانی لذّت در دانشجویان دانشگاه

خدیجه علوی[1*]، محمدعلی اصغری مقدم[2]، عباس رحیمی‌نژاد[3] و حجت‌اله فراهانی[4]

دریافت مقاله: ۹۶/۰۳/۱۲؛ دریافت نسخه نهایی: ۹۶/۰۵/۲۰؛ پذیرش مقاله: ۹۶/۰۶/۰۶

چکیده

هدف: هدف پژوهش تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس تجربه زمانی لذّت بود. **روش**: روش پژوهش ارزشیابی از نوع آزمون سازی و جامعه آماری دانشجویان دانشگاه‌های شاهد، تهران و علوم پزشکی آزاد واحد تهران به‌تعداد ۴۶۰۰۰ نفر بود که از میان آن‌ها ۵۲۱ نفر به‌روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب و پرسشنامه‌های افسردگی بک، استیر و براون (۱۹۹۶) و هراس اجتماعی کانر، دیویدسون، چرچیل، شروود، فوآ و ویزلر (۲۰۰۰) توسط آن‌ها تکمیل شد. برای تعیین اعتبار مقیاس، اعتبار سازه از طریق تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی، اعتبار همگرا از طریق همبستگی محاسبه و نیز پایایی از طریق ضریب آلفای کرونباخ و ضریب پایایی بازآزمایی محاسبه شد. **یافته‌ها**: نتایج تحلیل عاملی اکتشافی حاکی از وجود سه عامل لذّت پایانی، انتظاری انتزاعی و انتظاری بافتاری بود. نتایج تحلیل عاملی تأییدی، مؤید ساختار به‌دست-آمده در تحلیل عاملی اکتشافی و برتری آن بر ساختار دو عاملی پرسشنامه اصلی یعنی لذّت پایانی و لذّت انتظاری در نمونه ایرانی بود و ^{2} نسبی= ۱/۴۷، ریشه دوم مربعات خطای برآورد= ۰/۰۴، شاخص برازش تطبیقی= ۰/۹۵، شاخص نیکویی برازش= ۰/۹۴، شاخص نیکویی برازش تعدیل‌شده = ۰/۹۰ به‌دست آمد. ضریب آلفای کرونباخ کل مقیاس و عامل‌های تشکیل‌دهنده آن در دامنه ۰/۶۲ تا ۰/۸۲ و ضریب پایایی بازآزمایی در دامنه ۰/۷۱ تا ۰/۹۳ قرار داشت. همچنین این مقیاس همبستگی منفی معنادار، اما ضعیفی را با پرسشنامه‌های افسردگی بک، از مقدار r= -۰/۱۲، P=۰/۰۰۶ تا r=-۰/۲۱، P=۰/۰۰۰۱ و هراس اجتماعی کانر، از مقدار r= -۰/۱۳، P=۰/۰۰۲) تا r=-۰/۲۱، P=۰/۰۰۰۱ نشان داد. **نتیجه‌گیری**: نسخه فارسی مقیاس تجربه زمانی لذّت پایایی و اعتبار مناسبی دارد و در جامعه دانشجویان ایرانی قابل استفاده است.

کلیدواژه‌ها: *اعتبار، پایایی، تجربه زمانی لذّت، دانشجویان، روان‌سنجی*

۱*. نویسنده مسئول، دکترای روان‌شناسی بالینی، بورس هیأت علمی دانشگاه بجنورد، ایران
Email: ali.asghari@sydney.edu.au

۲. استاد گروه روان‌شناسی بالینی، دانشگاه شاهد، تهران، ایران

۳. دانشیار گروه روان‌شناسی، دانشگاه تهران، ایران

۴. استادیار روان‌شناسی، دانشگاه آزاد علوم پزشکی، تهران، ایران

مقدّمه

بدنظمی در فرایند پاداش، سیمای غالب در شماری از اختلال‌های روانی است. به‌عنوان مثال، بی‌لذّتی[1] در اختلال‌های روانی گوناگونی به‌چشم می‌خورد و یکی از ملاک‌های تشخیصی مهم برای دو اختلال افسردگی عمده و اسکیزوفرنیا است (هو، کوپر، هال و اسمیلی، ۲۰۱۵). بی‌لذّتی در کنار خُلق غمگین از علائم محوری افسردگی و یکی از مهم‌ترین علائم منفی مشاهده شده در اسکیزوفرنی است (مارتینوتی، هاتزیگیاکومیس، ویتا، کلریسی، پتروچلی و همکاران، ۲۰۱۲). در مقابل، برخی از پژوهشگران رفتارهای اعتیادی را اسناد افراطی صفت تشویقی به محرک‌های پاداش‌دهنده نظیر داروها و الکل، و تولید احساسات شدید مرتبط با تمایل یا خواهش برای به‌دست آوردن این محرک‌ها دانسته‌اند (هو و همکاران، ۲۰۱۵؛ تاجری، ۱۳۹۴؛ منصوریه، محمودعلیلو، رستمی، و هاشمی، ۱۳۹۱).

نخستین بار کلاین (۱۹۸۴، نقل از صدرالسادات و مینایی، ۱۳۹۲) در مقاله‌ای در باب افسردگی بین دو بخش از نظام پردازش پاداش تمایز قائل شد که عبارت از لذّت انتظاری[2] و لذّت پایانی[3] است. وی معتقد بود که لذّت انتظاری دربرگیرنده حس خواستن و مرتبط با انگیزش و رفتار معطوف به هدف است، در حالی‌که لذّت پایانی دربرگیرنده احساس دوست داشتن و مرتبط با موقعیت یا حل و فصل/ارضای یک میل است و رابطه نزدیک‌تری با سیری یا اقناع[4] یا رفع شدن میل دارد.

مطالعات عصبی-زیستی از تمایز بین لذّت انتظاری و لذّت پایانی حمایت می‌کنند و نشان می‌دهند درحالی‌که لذّت انتظاری (انگیزه برای پاداش) با عملکرد سیستم دوپامینرژیک مزولیمبیک[5] ارتباط دارد، لذّت پایانی (دوست داشتنِ پاداش) با عملکرد مدارهای اپیوئید مغز پیشین مرتبط است (بریج، ۲۰۰۷؛ بریج، رابینسون و آلدریج، ۲۰۰۹؛ فلگل، کلارک، رابینسون، مایو، کزوج و همکاران، ۲۰۱۱؛ ژانگ، بریج، تریندل، اسمیت، و آلدریج، ۲۰۰۹؛ تریندل، اسمیت، بریج، و آلدریج، ۲۰۰۹). بر این اساس پژوهشگران این حوزه پیشنهاد کرده‌اند که می‌توان بین بی‌لذّتی انگیزشی[6] (انتظاری) و بی‌لذّتی پایانی[7] تفکیک قائل شد؛ زیرا مورد اول با فقدان علاقه یا انرژی و دومی با پاسخ‌های عاطفی محدودشده مشخص می‌شود (تریدوی و زالد، ۲۰۱۱؛ ۲۰۱۳).

1. anhedonia
2. anticipstory pleasure
3. consummatory pleasure
4. satation
5. mesolimbic dopaminergic system
6. motivational anhedonia
7. consummatory anhedonia

به‌رغم وجود زیرگونه‌های مختلف احساس لذّت (تریدوی و زالد، ۲۰۱۱؛ ۲۰۱۳)، ابزارهای خودگزارشی رایج برای سنجش آن مانند مقیاس بی‌لذّتی چاپمن[1] ۱۹۷۶، مقیاس لذّت فاوست-کلارک[2] ۱۹۸۳ و مقیاس لذّت اسنیث- هامیلتون[3] ۱۹۹۵، لذّت را سازه‌ای تک بُعدی در نظر می‌گیرند و بیشتر به بُعد پایانی لذّت توجه می‌کنند (گارفیلد، کاتن، و لابمن، ۲۰۱۶؛ چان، شی، لای، وانگ، وانگ، و کرینگ، ۲۰۱۲). بر این اساس غالب پژوهش‌ها در رابطه با لذّت پایانی صورت گرفته‌اند و اطلاعاتی درباره تجربه‌های لذّت‌بخش انتظاری در اختیار ما قرار نمی‌دهند (گارد، گارد، کیرنگ، و جان، ۲۰۰۶).

مقیاس تجربه زمانی لذّت که توسط گارد و همکاران (۲۰۰۶) معرفی شده، نخستین ابزار خود-گزارشی است که تلاش می‌کند لذّت انتظاری و پایانی را جداگانه ارزیابی کند. مقیاس تجربه زمانی لذّت دارای ۱۸ عبارت است که ۱۰ عبارت آن لذّت انتظاری و ۸ عبارت آن لذّت پایانی را اندازه‌گیری می‌کند. عبارت‌های این مقیاس بر مبنای الگوهای نظری موجود برای انتظاری و پایانی از جمله الگوی ارائه شده از سوی کلاین در سال ۱۹۸۴ شکل گرفته‌اند. در مطالعه گارد و همکاران (۲۰۰۶)، تحلیل عاملی مقیاس تجربه زمانی لذّت از وجود ساختار دو عاملی شامل لذّت پایانی و لذّت انتظاری، حمایت می‌کند. در مطالعه آن‌ها آلفای کرونباخ ۰/۶۴ تا ۰/۷۹ و پایایی بازآزمایی در فاصله ۵ تا ۷ هفته با میانگین ۶/۳۲ هفته، برابر با ۰/۷۵ تا ۰/۸۱ به‌دست آمد. به‌علاوه بررسی همبستگی مقیاس یادشده با دامنه‌ای از سازه‌های مرتبط از اعتبار واگرا و همگرای آن حمایت می‌کرد. در مطالعه‌ای دیگر، هو و همکاران (۲۰۱۵) پایایی همسانی درونی برای خرده‌مقیاس لذّت انتظاری را ۰/۷۴ تا ۰/۸۱ و برای لذّت پایانی ۰/۶۹ تا ۰/۷۴ به‌دست آوردند. همچنین در مطالعه آن‌ها بررسی همبستگی مقیاس با ابزارهایی که سازه‌های مشابهی را اندازه‌گیری می‌کردند مؤید اعتبار همگرای مقیاس بود. از سوی دیگر، مطالعه گارفیلد و همکاران (۲۰۱۶) از برازش الگوی دو عاملی حمایت کرد. در مطالعه آن‌ها آلفای کرونباخ در دامنه ۰/۸۴ تا ۰/۹۲ و پایایی بازآزمایی با فاصله یک ماه ۰/۷۱ تا ۰/۷۸ گزارش شد. در بررسی اعتبار همگرا، همبستگی با پرسشنامه‌هایی که مفاهیم مشابهی را اندازه می‌گیرند؛ به‌عنوان مثال مقیاس لذّت اسنیث-هامیلتون، ۱۹۹۵ بالا و همبستگی با دیگر مفاهیم روان‌شناختی مرتبط نظیر شاخص‌های ارزیابی افسردگی و اضطراب ضعیف تا متوسط بود. در مطالعه‌ای دیگر باک و لیزاکر (۲۰۱۳) نیز پایایی بازآزمون مقیاس تجربه زمانی لذّت را در فاصله ۶ ماه، متوسط = ۰/۴۸ تا قوی = ۰/۷۷ گزارش کرده‌اند.

1. Chapman Anhedonia Scale
2. Fawcett- Clark
3. Snaith-Hamilton (SHAPS)

کشورهای غیرانگلیسی زبان نیز در مورد مقیاس تجربه زمانی لذّت مطالعه کرده‌اند. در بررسی نسخه فرانسوی این مقیاس توسط فاورود، ارنست، گیولیانی، و بنساک (۲۰۰۹)، تحلیل عاملی تأییدی حاکی از برازش خوب الگوی دو عاملی بود. در مطالعه آن‌ها، آلفای کرونباخ مقیاس ۰/۷۴ تا ۰/۸۴ گزارش شد. چان و همکاران (۲۰۱۲) نیز به بررسی تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی نسخه چینی مقیاس تجربه زمانی لذّت پرداختند. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی آن‌ها حاکی از وجود ۴ عامل شامل لذّت انتظاری انتزاعی، لذّت انتظاری بافتاری، لذّت پایانی انتزاعی، و لذّت پایانی بافتاری بود. بر این اساس یافته‌های مطالعه آن‌ها با یافته‌های پژوهش‌های غربی مبنی بر این‌که تجربه ذهنی لذّت می‌تواند در دو مؤلفه پایانی و انتظاری طبقه‌بندی شود، مطابقت دارد. یافته‌ها این نکته را نیز اضافه می‌کنند که مؤلفه‌های پایانی و انتظاری خود می‌توانند به زیرگونه‌های انتزاعی و بافتاری در فرهنگ چینی تقسیم شوند. نتایج تحلیل عاملی تأییدی نیز نشان داد که الگوی ۴ عاملی در مقایسه با الگوی دو عاملی از برازش مناسب‌تری برخوردار است. در مطالعه چان و همکاران (۲۰۱۲) آلفای کرونباخ برای کل مقیاس و خرده‌مقیاس‌ها ۰/۶۰ تا ۰/۸۳ و پایایی بازآزمایی ۰/۷۹ تا ۰/۸۱ به‌دست آمد. در همین راستا تحلیل عاملی اکتشافی نسخه ایتالیایی توسط استراتا، پاچیفیکو، ریکاردی، دانلزو، و روسی (۲۰۱۱)، نیز سه عامل را نشان داد که شامل لذّت انتظاری، لذّت انتظاری بافتاری و لذّت پایانی بود که باز هم از تقسیم‌بندی لذت به انتظاری و پایانی حمایت می‌کند و در عین‌حال لذت انتظاری را در دو طبقه کلّی و بافتاری قرار می‌دهد.

بر اساس آن‌چه گفته شد، تجربه ذهنی لذّت سازه‌ای تک بُعدی نیست و دست‌کم می‌تواند در دو مؤلفه لذّت پایانی و لذّت انتظاری طبقه‌بندی شود. علاوه بر این، تمایز بین لذّت انتظاری و پایانی در آسیب‌شناسی روانی اختلال‌هایی که با نقص در تجربه لذّت یا بی‌لذّتی همراه هستند، به‌ویژه در رابطه با اختلال‌هایی چون افسردگی و اسکیزوفرنی، اهمیّت ویژه‌ای دارد. به‌عنوان مثال پژوهش‌ها نشان داده‌اند بیماران اسکیزوفرنیک در مقایسه با افراد غیربیمار میزان مشابهی از لذّت پایانی را گزارش می‌کنند؛ اما لذّت انتظاری کم‌تری را برای فعّالیّت‌های آینده تجربه می‌کنند (فاورود و همکاران، ۲۰۰۹؛ چان، وانگ، هوانگ، شی، وانگ و همکاران، ۲۰۱۰).

در این راستا مقیاس تجربه زمانی لذّت به‌عنوان تنها ابزار موجود برای بررسی تجربه لذّت که بین دو مؤلفه انتظاری و پایانی تمایز قائل می‌شود و می‌تواند امکان ارزیابی جداگانه مؤلفه‌های یادشده را برای پژوهشگران حوزه آسیب‌شناسی فراهم آورد، حائز اهمیت و شایسته توجّه است. پژوهش‌های متعددی مقیاس تجربه زمانی لذّت را در نمونه‌هایی از کشورها و فرهنگ‌های مختلف بررسی کرده‌اند که نتایج این پژوهش‌ها از پایایی و اعتبار این مقیاس حمایت می‌کند. با این‌حال نسخه فارسی این مقیاس تاکنون در ایران بررسی نشده است. بر این اساس مطالعه حاضر برای آماده‌سازی و تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی آن انجام شد تا به پرسش زیر پاسخ دهد.

۱. آیا مقیاس فارسی تجربه زمانی لذت از اعتبار و پایایی مناسبی در نمونه ایرانی برخوردار است؟

روش

جامعه آماری مطالعه حاضر دانشجویان دانشگاه‌های شاهد، تهران و علوم پزشکی آزاد اسلامی واحد تهران در سال تحصیلی ۹۵-۱۳۹۴ در مجموع به‌تعدا ۴۶۰۰۰ نفر بود. از میان آن‌ها با استفاده از روش نمونه‌گیری در دسترس پس از غربالگری ۵۲۱ دانشجو به شرح زیر انتخاب شد. از آن‌جا که هدف مطالعه حاضر تحلیل عاملی اکتشافی و سپس تحلیل عاملی تأییدی مقیاس تجربه زمانی لذّت بود، بر مبنای نظر براون (۲۰۰۶) و به‌منظور افزایش اعتبار نتایج، تحلیل داده‌ها در دو نمونه مجزا انجام شد. در بخش اول بر اساس نظر کامری و لی (۱۹۹۲) که حجم نمونه ۳۰۰ نفر را برای تحلیل عاملی اکتشافی مناسب دانسته‌اند، حجم نمونه ۳۰۰ نفر تعیین شد. در بخش دوم مطالعه که تحلیل عاملی تأییدی بود، بر مبنای دیدگاه میرز، آن و جین (۲۰۱۱) حجم نمونه ۲۰۰ نفر تعیین شد. بر این اساس، مجموع حجم نمونه مورد نیاز برای این مطالعه ۵۰۰ نفر در نظر گرفته شد که با در نظر گرفتن احتمال ریزش، ۲۰ درصد به این میزان افزوده شد و ۶۰۰ نفر مورد آزمون قرار گرفتند. از این تعداد پرسشنامه ۵۲۱ نفر شرایط ورود به تحلیل را دارا بود، که ۲۵۶ نفر آن‌ها از دانشگاه شاهد، ۱۰۵ نفر از دانشگاه تهران، و ۱۶۰ نفر آن‌ها از دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم پزشکی بود. از ۵۲۱ نمونه یاد شده ۳۰۰ نمونه به‌طور تصادفی وارد مطالعه تحلیل عاملی اکتشافی شدند و ۲۲۱ نفر باقی‌مانده به مطالعه تحلیل عاملی تأییدی اختصاص یافتند. ملاک‌های ورود مطالعه حاضر شامل دانشجو بودن، دامنه سنی ۱۸ تا ۳۲ سال و رضایت آگاهانه در شرکت در پژوهش و ملاک‌های خروج داشتن اختلال‌های روان‌شناختی بارز، مشکلات جسمانی، بینایی و شنوایی به‌نحوی که بر شرکت در پژوهش تأثیرگذار باشد، و مصرف داروهای روان‌پزشکی بود.

ابزار پژوهش

۱. مقیاس تجربه زمانی لذّت[1]. این مقیاس، ۱۸ ماده‌ای توسط گارد و همکاران (۲۰۰۶) ساخته شده و دارای دو خرده‌مقیاس مرتبط ولی مجزا است. خرده‌مقیاس لذّت انتظاری که به‌معنای تجربه لذّت، پیش از وقوع رویداد لذّت‌بخش است با سوال‌های ۱، ۳، ۷، ۱۱، ۱۲، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷ و ۱۸ و لذّت پایانی که به‌معنای تجربه لذّت پس از وقوع رویداد لذّت‌بخش است با سوال‌های ۲، ۴، ۵، ۶، ۸، ۹، ۱۰ و ۱۳ روی مقیاسی ۶ درجه‌ای از کاملاً نادرست= ۱ تا کاملاً درست= ۶ نمره‌گذاری

1. Temporal Experience of Pleasure Scale (TEPS)

می‌شود. عبارت شماره ۷ در این مقیاس، برعکس نمره‌گذاری می‌شود (گارد و همکاران، ۲۰۰۶). اعتبار و پایایی این مقیاس در پژوهش‌های متعدد نشان داده شده است (به‌عنوان مثال گارد و همکاران، ۲۰۰۶؛ چان و همکاران، ۲۰۱۲؛ گارفیلد و همکاران، ۲۰۱۶). آلفای کرونباخ این مقیاس در مطالعه حاضر در دامنه ۰/۶۲ تا ۰/۸۲ به‌دست آمد.

۲. ویرایش دوم پرسشنامه افسردگی بک[1]. این پرسشنامه ۲۱ ماده‌ای چندگزینه‌ای توسط بک، استیر، و براون در سال ۱۹۹۶ ارائه شد و روی مقیاسی ۴ گزینه‌ای شدّت افسردگی را از ۰ تا ۳ درجه‌بندی می‌کند. همسانی درونی این پرسشنامه با ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۱ تا ۰/۹۳ خوب و پایایی آزمون-بازآزمون آن بالا و برابر با ۰/۹۳ بوده و اعتبار همگرا و تفکیکی آن نیز در پژوهش‌های متعدد تأیید شده است (دزوایس و دابسون، ۲۰۱۰). نسخه فارسی این پرسشنامه نیز پایایی و اعتبار مناسبی در پژوهش قاسم‌زاده، مجتبایی، کرم قدیری و ابراهیم‌خانی (۲۰۰۵) و رحیمی (۱۳۹۲) با ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۷ و ضریب پایایی بازآزمایی ۰/۷۳ تا ۰/۷۴ نشان داده است. همچنین نسخه فارسی دارای روایی همزمان و سازه است (رحیمی، ۱۳۹۲). در مطالعه حاضر ضریب آلفای کرونباخ این پرسشنامه ۰/۹۱ به‌دست آمد.

۳. پرسشنامه هراس اجتماعی[2]. این پرسشنامه ۱۷ عبارتی توسط کانر، دیویدسون، چرچیل، شروود، فوآ و ویزلر (۲۰۰۰) ارائه شد و شدت هراس اجتماعی را روی مقیاسی ۵ درجه‌ای از به هیچ وجه= ۱ تا بی‌نهایت= ۵ اندازه‌گیری می‌کند. آلفای کرونباخ آن توسط کانر و همکاران (۲۰۰۰) پرسشنامه در دامنه ۰/۸۲ تا ۰/۹۵ و پایایی بازآزمایی آن بین ۰/۷۸ تا ۰/۸۹ به‌دست آمده است. به‌علاوه پرسشنامه یادشده اعتبار همگرا و تفکیکی خوبی را در پژوهش‌ها نشان داده است (کانر و همکاران، ۲۰۰۰؛ آنتونی، کونز، مک‌کیب، آشبا، و اسوینسون، ۲۰۰۶). در نسخه فارسی آلفای کرونباخ، ضریب اسپیرمن-براون و پایایی بازآزمایی برای این پرسشنامه به‌ترتیب ۰/۹۷، ۰/۹۷ و ۰/۸۲ و نیز اعتبار همگرا ۰/۶۴ تا ۰/۷۸ گزارش شده است (حسن‌وند عموزاده، باقری، و شعیری، ۱۳۸۹). در مطالعه حاضر ضریب آلفای کرونباخ پرسشنامه هراس اجتماعی ۰/۹۲ به‌دست آمد.

شیوه اجرا. ابتدا مقیاس تجربه زمانی لذّت، توسط نویسنده اول این مقاله به فارسی ترجمه شد، سپس نسخه ترجمه شده توسط سه تن از اساتید روان‌شناسی مسلط به زبان انگلیسی بازنگری و با متن اصلی تطبیق داده شد. پس از آن متن نهایی، توسط مترجمی که نسخه اصلی پرسشنامه را ندیده بود، به انگلیسی برگردانده شد. متن انگلیسی یادشده با متن اصلی مقایسه شد تا مطابقت این دو نسخه محرز شود. در عبارت‌هایی که در بازترجمه مطابقت زیادی با متن اصلی نداشت،

1. Beck Depression Inventory-2end Edition (BDI-II)
2. Social Phobia Inventory (SPIN)

بازنگری ترجمه فارسی، و انجام بازترجمه توسط مترجم بی‌اطلاع از نسخه اصلی، تا زمان دست‌یابی به مطابقت قابل قبول، ادامه یافت. نسخه نهایی بازترجمه برای سازندگان سال ۲۰۰۶پرسشنامه گارد و همکاران ارسال و از سوی او تأیید شد. پس از آماده‌سازی نسخه فارسی مقیاس تجربه زمانی لذّت، این پرسشنامه همراه پرسشنامه افسردگی و هراس اجتماعی، در مورد آزمودنی‌های پژوهش حاضر به‌صورت گروهی و در قالب گروه‌های ۱۵ تا ۲۵ نفری اجرا شد. در اجرای پژوهش با پیروی از نظام‌نامه اخلاق حرفه‌ای روان‌شناسان و مشاوران سازمان نظام روان‌شناسی و مشاوره (۱۳۸۷)، موارد زیر لحاظ شد. ۱. شرکت در پژوهش برای تمامی آزمودنی‌ها داوطلبانه بود. ۲. در مورد نوع پژوهش و فعالیتی که آن‌ها باید انجام دهند، به شرکت‌کنندگان توضیح داده شد و رضایت آگاهانه آن‌ها اخذ گردید. ۳. پرسشنامه‌ها به‌صورت بی‌نام تکمیل و اصل محرمانه بودن اطلاعات شرکت‌کنندگان به‌ویژه در انتشار نتایج مطالعه رعایت شد. همچنین طرح پژوهش، پیش از اجرا در کمیته اخلاق معاونت پژوهش و فناوری دانشگاه شاهد، مطرح و تأیید شد. برای تعیین اعتبار پرسشنامه، اعتبار سازه آن با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی و تحلیل عاملی تأییدی محاسبه شد، و برای تعیین اعتبار همگرا، همبستگی پرسشنامه تجربه زمانی لذّت با سازه‌های مرتبط افسردگی و اضطراب اجتماعی در مورد داده‌های مربوط به کل افراد نمونه (۵۲۱ نفر=n) محاسبه شد. پایایی نیز با استفاده از دو روش ضریب آلفای کرونباخ و ضریب بازآزمایی ارزیابی شد. برای مُحاسبه آلفای کرونباخ، اطلاعات به‌دست آمده از کل افراد نمونه و برای مُحاسبه ضریب بازآزمایی، اطلاعات به‌دست آمده از ۳۵ نفر از افراد نمونه اصلی که پرسشنامه با رعایت فاصله چهار هفته، دو بار در مورد آن‌ها اجراء شده بود، استفاده گردید. برای تحلیل داده‌ها از نسخه ۲۲ نرم‌افزارهای اس.پی.اس.اس و ایموس[1] استفاده شد.

یافته‌ها

از تعداد کل ۵۲۱ نفر حجم نمونه، ۴۲۰ نفر (۸۰/۶ درصد) زن و ۱۰۱ نفر (۱۹/۴ درصد) مرد بودند. ۴۵۱ نفر (۸۶/۶ درصد) دانشجوی مقطع کارشناسی، ۲۸ نفر (۵/۴ درصد) دانشجوی دکترای عمومی پزشکی و ۴۲ نفر (۸/۱ درصد) دانشجوی کارشناسی ارشد و دکترای تخصصی بودند. میانگین سنی ۲۰/۲۲ با انحراف معیار ۴/۶۲ بود. تفاوت بین دو نمونه ۳۰۰ و ۲۲۱ نفری به لحاظ سن (t=-۱/۷۸، P=۰/۰۷)، جنس (χ^2= ۰/۷۴، P=۰/۳۹) و مقطع تحصیلی (χ^2= ۱/۷۳، P=۰/۴۲) معنادار نبود. پیش از انجام تحلیل عاملی اکتشافی به‌منظور بررسی اعتبار سازه مقیاس تجربه زمانی لذّت، مناسب بودن عبارت‌های آزمون برای تحلیل عاملی با استفاده از شاخص همبستگی نمره‌های

1. Analysis of Moment Structures (AMOS)

هر عبارت با نمره کل تصحیح شده[1] (استرینر و نورمن، ۱۹۹۵) و شاخص کجی استاندارد هر عبارت (فیلد، ۲۰۰۹) در نمونه ۳۰۰ نفری بررسی شد و نتایج نشان داد تمام عبارت‌های پرسشنامه از همبستگی با نمره کل تصحیح شده مناسب (۰/۲۰ع) و کجی استاندارد قابل قبول (بین ۲/۵۸ و ۲/۵۸-) برخوردارند. ازاین‌رو تمام عبارت‌های مقیاس وارد تحلیل عامل شد. برای تحلیل عاملی اکتشافی عبارت‌های مقیاس از چرخش واریماکس استفاده شد. علت انتخاب این چرخش، وجود همبستگی‌های زیر ۰/۳۳ به توصیه تاباچنیک و فیدل (۲۰۱۳) بین ابعاد مقیاس تجربه زمانی لذت، و بر اساس داده‌های مطالعه حاضر بود. شاخصه‌های آماری به‌دست آمده مناسب تحلیل عاملی بودند (کفایت نمونه‌برداری کایزر-میر-الکین[2]= ۰/۸۸ و χ^2 کرویت بارتلت[3]= ۱۶۶۰/۲۵۴، P=۰/۰۰۱، df=۱۵۳). نتایج این تحلیل نشان داد مقیاس تجربه زمانی لذّت دارای سه عامل است.

جدول ۱. نتایج تحلیل مؤلفه اصلی نسخه فارسی تجربه زمانی لذّت با استفاده از چرخش واریمکس

عبارت	عامل ۱	عامل ۲	عامل ۳
۴. صدای برخورد باران به پنجره را زمانی‌که در رختخواب گرمم دراز کشیده‌ام، دوست دارم.	۰/۸۰		
۶. وقتی بیرون قدم می‌زنم، از نفس عمیق کشیدن در هوای تازه لذّت می‌برم.	۰/۷۹		
۵. بوی چمنی که تازه چیده شده برایم لذّت‌بخش است.	۰/۷۵		
۱۳. من زیبایی برف تازه باریده شده را ارج می‌نهم.	۰/۶۶		
۲. صدای سوختن هیزم در شومینه، خیلی آرامش‌بخش است.	۰/۶۴		
۳. وقتی به خوردن غذای مورد علاقه‌ام فکر می‌کنم، تقریباً می‌توانم احساس کنم که چه طعم خوبی دارد.	۰/۵۲	۰/۴۶	
۱۶. در زندگی‌ام مشتاق خیلی چیزها هستم.		۰/۷۷	
۱۵. انتظار برای یک تجربه لذّت‌بخش هم لذّت‌بخش است.		۰/۷۲	
۱. وقتی چیز هیجان‌انگیزی در زندگی‌ام اتفاق می‌افتد، واقعاً برای آن اشتیاق دارم.		۰/۶۰	
۱۷. وقتی از منوی غذا چیزی را سفارش می‌دهم، تصوّر می‌کنم که چه طعم خوبی خواهد داشت.		۰/۵۵	
۸. یک فنجان قهوه یا چای داغ در یک صبح سرد خیلی برایم رضایت‌بخش است.	۰/۴۲	۰/۴۷	
۷. اشتیاقی به چیزهایی مانند غذا خوردن در رستوران ندارم.		۰/۳۸	
۱۲. شب قبل از یک روز تعطیل مهم، به‌قدری هیجان‌زده هستم که به‌سختی می‌توانم بخوابم.			۰/۶۵
۱۴. وقتی به یک چیز خوشمزه مثل شیرینی شکلاتی فکر می‌کنم، باید یکی تهیه کنم.			۰/۶۳
۱۰. از احساس یک خمیازه خوب، واقعاً لذّت می‌برم.			۰/۶۲
۱۱. وقتی در مسیر شهربازی هستم، به‌سختی می‌توانم منتظر سوار شدن به ترن هوایی باشم.			۰/۵۴
۱۸. وقتی می‌شنوم که هنرپیشه موردعلاقه‌ام در فیلم جدیدی ایفای نقش کرده، نمی‌توانم در انتظار دیدن آن فیلم بمانم.			۰/۵۱
۹. بازی کردن دیگران با موهایم را دوست دارم.			۰/۴۴
ارزش ویژه	۵/۶۳	۱/۷۶	۱/۳۱
میزان واریانس تبیین‌شده	۳۱/۲۹	۹/۷۷	۷/۲۵

1. corrected item total correlation
2. Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)
3. Bartlett's sphericity

در جدول ۱ طبق پیشنهاد تاباچنیک و فیدل (۲۰۱۳) تمام عبارت‌های مقیاس از بار عاملی قابل قبول حداقل ۰/۳۲ برخوردارند. با این‌حال عبارت‌های ۳ و ۸ دارای بارهای عاملی نزدیک به‌هم در بیش از یک عامل هستند و از این‌رو بر اساس پیشنهاد کلاین (۱۳۹۲) حذف شدند. ۱۶ عبارت باقی‌مانده در سه عامل قرار گرفتند. عبارت‌هایی که در عامل نخست قرار می‌گیرند شامل ۲، ۴، ۵، ۶ و ۱۳ هستند که در نسخه اصلی در عامل لذّت پایانی قرار می‌گیرند؛ از این‌رو عامل نخست را می‌توان به پیروی از گارد و همکاران (۲۰۰۶) عامل *لذّت پایانی* نام‌گذاری کرد. عبارت‌هایی که در عامل دوم قرار می‌گیرند شامل ۱، ۷، ۱۵، ۱۶ و ۱۷ که بخشی از عبارت‌هایی هستند که در نسخه اصلی در عامل لذّت انتظاری قرار می‌گیرند؛ با این تفاوت که عامل دوم نسخه فارسی تنها آن دسته از عبارت‌های مرتبط با لذّت انتظاری را در برمی‌گیرد که به رویدادهای کلی و غیراختصاصی اشاره دارند و بر این اساس مشابه عامل لذّت انتظاری انتزاعی به‌دست آمده در مطالعه چان و همکاران (۲۰۱۲) است و از این‌رو این عامل را می‌توان لذّت *انتظاری انتزاعی* نام‌گذاری کرد. عبارت‌های قرار گرفته در عامل سوم به استثنای عبارت‌های ۹ و ۱۰ یعنی عبارت‌های ۱۱، ۱۲، ۱۴ و ۱۸ نیز دربرگیرنده بخش دیگری از عبارت‌هایی هستند که در نسخه اصلی در عامل لذّت انتظاری قرار می‌گیرند و اختصاصاً به لذّت مرتبط با پیش‌بینی رویدادهای اختصاصی و کم‌تر انتزاعی ارتباط دارند. عبارت‌های این عامل به پیش‌بینی رویدادهای ویژه مانند رفتن به شهربازی و دیدن فیلم اشاره دارند که در مقایسه با عبارت‌های عامل دوّم که یا کلی هستند و به رویداد ویژه‌ای اشاره ندارند، مانند در زندگی‌ام مشتاق خیلی چیزها هستم، یا به تجربه کلی غذا خوردن در رستوران اشاره دارند، که در ایران به‌اندازه تفریح‌هایی چون رفتن به پارک و فیلم دیدن رایج نیست و با فراوانی کم‌تر اتفاق می‌افتد، ملموس‌تر هستند. همچنین عبارت‌های ۹ و ۱۰ نیز که در نسخه اصلی در عامل لذّت پایانی قرار دارند، در نسخه فارسی در این عامل قرار گرفته‌اند. علّت این موضوع می‌تواند آن باشد که این دو عبارت، به تجربه‌هایی به‌عنوان تجربه لذّت‌بخش اشاره می‌کنند که عموماً در فرهنگ ایرانی، افراد، کم‌تر آن‌ها را به‌عنوان تجارب لذّت‌بخش مدنظر قرار می‌دهند؛ به‌همین دلیل بیش‌تر مبتنی بر تصور افراد هستند تا تجربه‌های آزموده شده و در نتیجه در ردیف تجارب انتظاری قرار می‌گیرند. بر اساس آن‌چه گفته شد، می‌توان عامل سوم را به پیروی از چان و همکاران (۲۰۱۲) لذّت انتظاری بافتاری نامید.

در ادامه بررسی اعتبار سازه، تحلیل عاملی تأییدی مقیاس بررسی شد. در این بخش برازش ساختار عاملی به‌دست آمده در تحلیل عاملی اکتشافی مطالعه حاضر (ساختار سه عاملی) و مقایسه آن با ساختار پرسشنامه اصلی (ساختار دو عاملی) بررسی شد. برای اطمینان از برخورداری نتایج تحلیل عاملی تأییدی از اعتبار و قوّت لازم، این تحلیل در نمونه‌ای مجزا و متفاوت با نمونه مطالعه تحلیل عاملی اکتشافی، بررسی شد. پیش از اجرای تحلیل عاملی تأییدی، مفروضه‌های این تحلیل

شامل بهنجاری تک متغیری و چند متغیری و فقدان داده‌های پرت و از دست‌رفته بر اساس پیشنهاد شکری، تمیزی، آزادعبدالله‌پور و تقوایی‌نیا (۱۳۹۴) بررسی و تأیید شد.

جدول ۲. شاخص‌های نیکویی برازش در الگوی اصلی و الگوی به‌دست آمده از تحلیل عاملی اکتشافی مقیاس تجربه زمانی لذّت

	الگوی دو عاملی	الگوی سه عاملی	مقادیر قابل قبول
χ^2 نسبی	۱/۶۱	۱/۴۷	< ۵ منبع ۱ < ۲ منبع ۲
ریشه دوم مربعات خطای برآورد (فاصله اطمینان ۹۰٪)	۰/۰۵ (۰/۰۳-۰/۰۶)	۰/۰۴ (۰/۰۲-۰/۰۶)	< ۰/۰۶ منبع ۳
شاخص برازش تطبیقی	۰/۹۳	۰/۹۵	≤ ۰/۹۵ منبع ۳
شاخص نیکویی برازش	۰/۹۲	۰/۹۴	≤ ۰/۹۰ منبع ۴
شاخص نیکویی برازش تعدیل‌شده	۰/۸۸	۰/۹۰	≤ ۰/۹۰ منبع ۴
معیار اطلاعاتی آکائیکه[1]	۲۹۶/۲۲	۲۲۴/۴۸	هرچه کوچک‌تر منبع ۵

جدول ۲ شاخص‌های نیکویی برازش دو الگو را نشان می‌دهد. در ستون آخر جدول ۲ حداقل میزان قابل قبول برای برازش الگو بر اساس منبع ۱: ویتون، ماتن، آلوین، و سامرز (۱۹۷۷)، منبع ۲: تاباچنیک و فیدل (۲۰۱۳)، منبع ۳: هو و بنتلر (۱۹۹۹)، منبع ۴: بیرن (۲۰۱۰) و منبع ۵: آکائیکه (۱۹۷۴) گزارش شده‌اند. در این پژوهش برای بررسی برازش دو الگوی مورد بحث، از شاخص‌های χ^2 نسبی (نسبت χ^2 به درجه آزادی)، ریشه دوم مربعات خطای برآورد، شاخص برازش تطبیقی، شاخص نیکویی برازش و شاخص نیکویی برازش تعدیل‌شده استفاده شد. برای بررسی مقایسه‌ای دو الگو نیز از معیار اطلاعاتی آکائیکه (۱۹۷۴) بهره گرفته شد. بررسی این شاخص‌ها نشان‌دهنده برتری الگوی سه عاملی بر الگوی دو عاملی بود. به‌منظور بررسی اعتبار همگرای نسخه فارسی ۱۶ عبارتی مقیاس تجربه زمانی لذّت، همبستگی آن با پرسشنامه افسردگی بک (۱۹۹۶) و هراس اجتماعی کانر (۲۰۰۰) محاسبه شد که نتایج آن در جدول ۳ آمده است. بر این اساس نمره کل مقیاس یادشده و همچنین نمره خرده‌مقیاس‌های اول «لذّت پایانی» و دوم «لذّت انتظاری انتزاعی» همبستگی منفی معناداری را با پرسشنامه افسردگی بک (۱۹۹۶) و هراس اجتماعی کانر (۲۰۰۰) نشان دادند، هرچند این همبستگی‌ها قوی نبودند. عامل سوم یعنی «لذّت انتظاری بافتاری» با هیچ‌یک از دو پرسشنامه یادشده همبستگی معناداری نداشت. جهت بررسی پایایی مقیاس، ضریب آلفای کرونباخ و ضریب بازآزمایی با فاصله ۴ هفته محاسبه و نتایج آن در جدول ۳ ارائه شد.

1. Akaike information criterion

جدول ۳. پایایی مقیاس تجربه زمانی لذّت و همبستگی آن با پرسشنامه افسردگی بک و پرسشنامه هراس اجتماعی

	آلفای کرونباخ	ضریب پایایی بازآزمایی با فاصله ۴ هفته	همبستگی پیرسون با پرسشنامه افسردگی بک	همبستگی پیرسون با پرسشنامه هراس اجتماعی
عامل ۱	۰/۸۱	۰/۸۱**	-۰/۲۰**	-۰/۱۵**
عامل ۲	۰/۷۱	۰/۹۳**	-۰/۲۱**	-۰/۲۱**
عامل ۳	۰/۶۲	۰/۷۱**	۰/۰۸	۰/۰۰۹
نمره کل	۰/۸۲	۰/۸۹**	-۰/۱۲**	-۰/۱۳**

*P <۰/۰۵ **P <۰/۰۱

بر اساس جدول ۳، سطح آلفای کرونباخ برای کل مقیاس و همچنین خرده‌مقیاس‌های اول و دوم همسانی درونی بالایی دارد. بااین‌حال میزان آلفای کرونباخ برای عامل سوم کم‌تر از میزان قابل قبول (۰/۷۰=) است. از آن‌جاکه آلفای کرونباخ تحت تأثیر طول مقیاس است، این احتمال وجود دارد که میزان پایین ضریب آلفای کرونباخ، به‌دلیل کم بودن تعداد عبارت‌های هر عامل باشد. از این‌رو بنا به توصیه کاکس و فرگوسن (۱۹۹۴) و به‌منظور اطمینان از پایایی این خرده‌مقیاس، میانگین همبستگی بین عبارت‌ها[1] که مستقل از طول مقیاس است، برای این عامل محاسبه شد. نتایج این محاسبه نشان داد که میانگین همبستگی بین عبارت‌های در این عامل، ۰/۲۱ است که در دامنه قابل قبول یعنی ۰/۲۰ تا ۰/۴۰ قرار دارد و بنا به توصیه کاکس و فرگوسن (۱۹۹۴) حاکی از پایا بودن عامل یادشده است. بررسی پایایی بازآزمایی با فاصله چهار هفته نیز حاکی از پایایی مناسب برای کل پرسشنامه و عامل‌های به‌دست آمده بود.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر، آماده‌سازی و تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس تجربه زمانی لذّت بود. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نسخه فارسی این مقیاس حاکی از وجود سه عاملِ «لذّت پایانی»، «لذّت انتظاری انتزاعی» و «لذّت انتظاری بافتاری» بود. ساختار یادشده با ساختار به‌دست آمده برای نسخه اصلی و همچنین نسخه‌های غیرانگلیسی مقیاس دارای شباهت‌ها و تفاوت‌هایی است. در مطالعه نسخه اصلیِ مقیاس گارد و همکاران (۲۰۰۶) دو عامل لذّت انتظاری و لذّت پایانی به‌دست آمده بود. دیگر پژوهش‌های انجام شده در مورد نسخه اصلی نیز وجود ساختار دو عاملی را تأیید کردند (به‌عنوان مثال، هو و همکاران ۲۰۱۵؛ گارفیلد و همکاران، ۲۰۱۶).

1. mean inter-items correlation

در بررسی نسخه‌های غیرانگلیسی، تنها نسخه فرانسوی، ساختار دو عاملی مشابه نسخه اصلی را نشان داد. نسخه چینی، نشان‌دهنده وجود ساختاری چهار عاملی بود. این ساختار به‌لحاظ تقسیم تجربه لذّت به دو مؤلفه «انتظاری» و «پایانی» با نسخه اصلی مشابهت دارد. با این‌حال علاوه بر این، در این ساختار هریک از مؤلفه‌های «انتظاری» و «پایانی»، خود دارای دو زیرگونه انتزاعیِ مرتبط با «تجربه‌های کلی و ذهنی» و بافتاریِ مرتبط با «تجربه‌های اختصاصی و عینی» هستند.

نسخه ایتالیایی مقیاس نیز نشان‌دهنده ساختاری مشابه با ساختار نسخه چینی بود. در این نسخه سه عامل «لذّت انتظاری»، «لذّت انتظاری بافتاری» و «لذّت پایانی» به‌دست آمد. بر این اساس ساختار به‌دست آمده برای نسخه فارسی از این جهت که تجربه لذّت را به دو زیرگونه «انتظاری» و «پایانی» تقسیم می‌کند مشابه ساختار به‌دست آمده برای نسخه اصلی است. همچین ساختار به‌دست آمده برای نسخه فارسی از این جهت که یک بُعد دیگر یعنی انتزاعی یا بافتاری بودن را نیز مطرح می‌کند با نسخه چینی مشابهت دارد؛ با این تفاوت که در نسخه چینی هم لذّت انتظاری و هم لذّت پایانی به دو زیرگونه انتزاعی و بافتاری تقسیم می‌شوند؛ ولی در نسخه فارسی تنها لذّت انتظاری است که به انتزاعی و بافتاری تقسیم می‌شود. این ساختار را می‌توان از جهتی نیز مشابه نسخه ایتالیایی مقیاس دانست. در این نسخه تنها لذّت انتظاری به دو زیر مقیاس لذّت انتظاری به‌طورکلّی و لذّت انتظاری بافتاری تقسیم می‌شود.

تفاوت مشاهده‌شده بین ساختار نسخه فارسی و نسخه ایتالیایی آن است که در نسخه فارسی هم‌چون نسخه چینی، لذّت انتظاری مشخصاً به دو زیرمقیاس «لذّت انتظاری انتزاعی» و «لذّت انتظاری بافتاری» تقسیم می‌شود، درحالی‌که در نسخه ایتالیایی تنها زیرمقیاس «لذّت انتظاری بافتاری» است که به‌طور خالص به لذّت مرتبط با پیش‌بینی موضوعی که ماهیتاً عینی است، می‌پردازد و زیرمقیاس لذّت انتظاری به‌طورکلّی ناظر بر لذّت مرتبط با پیش‌بینی پاداش است.

بررسی ساختار عاملی نسخه فارسی دو تفاوت دیگر را با نسخه اصلی مقیاس نشان داد. نخست این‌که عبارت‌های ۳ و عبارت ۸ حذف شدند. دوم این‌که عبارت‌های ۹ و ۱۰ که در نسخه اصلی در عامل «لذّت پایانی» قرار دارند در نسخه فارسی در عامل «لذّت انتظاری بافتاری» قرار گرفته‌اند. علت این موضوع می‌تواند این باشد که این دو عبارت، به تجربه‌هایی به‌عنوان تجربه لذّت‌بخش اشاره می‌کنند که عموماً در فرهنگ ایرانی، افراد، کم‌تر آن‌ها را به‌عنوان تجارب لذّت‌بخش مدنظر قرار می‌دهند. از آن‌جا که در نسخه چینی نیز عبارت ۹ در عامل «لذّت انتظاری بافتاری» قرار گرفت، می‌توان گفت، تفاوت‌های فرهنگی باعث می‌شود با وجودی‌که محتوای این دو عبارت، دربرگیرنده پیش‌بینی و تصویرسازی در مورد رویدادی لذّت‌بخش نیست، به‌دلیل رایج نبودن این تجربه‌ها در فرهنگ پاسخ‌دهندگان، این عبارت‌ها در ردیف عبارت‌های مرتبط با «لذّت انتظاری» قرار بگیرند.

تحلیل عاملی تأییدی نیز نشان داد که ساختار سه عاملی در مقایسه با ساختار دو عاملی از برازش بهتری برخوردار است. بررسی اعتبار همگرای مقیاس با استفاده از محاسبه همبستگی آن با دو سازه مرتبط یعنی افسردگی و اضطراب اجتماعی نیز حاکی از آن بود که عامل‌های «لذّت پایانی» و «لذّت انتظاری انتزاعی» همبستگی‌های منفی معناداری با پرسشنامه‌های افسردگی بک و هراس اجتماعی دارند؛ اما همبستگی عامل «لذّت انتظاری بافتاری» با این دو پرسشنامه معنادار نبود. یافته‌های به‌دست آمده در این زمینه شباهت‌ها و تفاوت‌هایی با یافته‌های به‌دست آمده در مطالعه نسخه اصلی دارد. در مطالعه گارد و همکاران (۲۰۰۶) در نسخه اصلی، «لذّت انتظاری» همبستگی منفی ضعیف اما معناداری را با پرسشنامه افسردگی بک (۱۹۹۶) نشان داد (۰/۲۲- =r)، اما «لذّت پایانی» همبستگی معناداری با این پرسشنامه نداشت (۰/۰۵- =r). در مطالعه حاضر لذّت انتظاری دارای دو زیرمقیاس انتزاعی و بافتاری بود. از میان این دو زیرمقیاس «لذّت انتظاری انتزاعی» قوی‌ترین رابطه منفی را هم با افسردگی و هم با اضطراب اجتماعی نشان داد؛ اما رابطه «لذّت انتظاری بافتاری» معنادار نبود. «لذّت پایانی» نیز رابطه منفی معناداری را با پرسشنامه افسردگی بک (۱۹۹۶) و پرسشنامه هراس اجتماعی کانر (۲۰۰۰) نشان داد، هرچند این رابطه تاحدودی ضعیف‌تر از رابطه «لذّت انتظاری انتزاعی» با پرسشنامه هراس اجتماعی بود.

به‌طورکلی به‌نظر می‌رسد در پژوهش‌های انجام‌شده در کشورهای غربی عمدتاً «لذّت انتظاری» با آسیب‌شناسی روانی بیش از «لذّت پایانی» در ارتباط است. به‌عنوان مثال پژوهش‌ها نشان داده‌اند که بیماران اسکیزوفرنیک در مقایسه با افراد غیربیمار میزان مشابهی از «لذّت پایانی» را گزارش می‌کنند اما «لذّت انتظاری» کم‌تری را برای فعّالیّت‌های آینده گزارش می‌کنند (فاورود و همکاران، ۲۰۰۹؛ استراتا و همکاران، ۲۰۱۱). مطالعه هانلی (۲۰۰۷) نیز نتایج مشابهی را در رابطه با بیماران افسرده نشان داده است. با این‌حال به‌نظر می‌رسد در جمعیّت ایرانی مورد مطالعه پژوهش حاضر، «لذّت پایانی» نیز می‌تواند به‌اندازه «لذّت انتظاری» با آسیب‌شناسی روانی به‌ویژه افسردگی در ارتباط باشد. هرچند نتیجه‌گیری قطعی در این زمینه را نمی‌توان بر اساس داده‌های حاصل از یک مطالعه انجام داد و چنین نتیجه‌گیری‌ای نیاز به پژوهش‌های بیش‌تر دارد.

بررسی پایایی همسانی درونی و بازآزمایی نسخه فارسی مقیاس تجربه زمانی لذّت نیز حاکی از پایایی مناسب این مقیاس بود. یافته‌های یادشده با یافته‌های پژوهش گارد و همکاران (۲۰۰۶)؛ گارفیلد و همکاران (۲۰۱۶)؛ چان و همکاران (۲۰۱۲)؛ و فاورود و همکاران (۲۰۰۹) که همگی پایایی همسانی درونی بالایی را برای مقیاس تجربه زمانی لذّت و خرده‌مقیاس‌های آن گزارش کرده‌اند، هم‌خوانی دارد. همچنین یافته‌های به‌دست آمده از اجرای مجدد آزمون با فاصله چهار هفته نشان‌دهنده پایایی بازآزمایی قابل قبول برای کل مقیاس و برای خرده‌مقیاس‌ها بود. این یافته

نیز با یافته پژوهش گارد و همکاران (۲۰۰۶)، گارفیلد و همکاران (۲۰۱۶) و چان و همکاران (۲۰۱۲) هم‌خوانی دارد.

در مجموع یافته‌های مطالعه حاضر حاکی از ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوب نسخه فارسی مقیاس تجربه زمانی لذّت بود. بر این اساس این پرسشنامه قابلیت به‌کارگیری در پژوهش‌های داخلی را دارد. در پایان توجه به نکات زیر به‌عنوان محدودیت‌های مطالعه حاضر، دارای اهمیت است. نخست این‌که مقیاس مورد نظر در جمعیّت دانشجویی با میانگین سنی ۲۰ سال بررسی شد؛ ازاین‌رو تعمیم نتایج به‌دست‌آمده به جمعیّت‌های دیگر باید با احتیاط صورت گیرد. بررسی این ابزار در جمعیّت‌های دیگر مانند جمعیّت عمومی غیردانشجویی و جمعیّت بالینی در گروه‌های سنی مختلف، یک گام پیشنهادی برای پژوهش‌های بعدی است که می‌تواند به تعمیم‌پذیری یافته‌های مطالعه حاضر به جمعیّت غیردانشجویی کمک کند. از سوی دیگر بخش قابل‌توجهی از نمونه پژوهش حاضر زن‌ها بودند که تعمیم‌پذیری نتایج به مردان را با محدودیّت مواجه می‌سازد؛ رفع این محدودیّت در پژوهش‌های آینده به‌گونه‌ای که به حفظ تعادل در نسبت جنسی نمونه مورد پژوهش بیانجامد نیز می‌تواند به گسترش دامنه تعمیم‌پذیری یافته‌های مطالعه حاضر منجر شود.

در نهایت در رابطه با بررسی اعتبار همگرای مقیاس تجربه زمانی لذّت باید گفت از آن‌جا که مطالعه حاضر بخشی از یک طرح پژوهشی بزرگ‌تر بود، تنها امکان بررسی همبستگی این پرسشنامه با دو سازه آسیب‌شناختی مرتبط یعنی پرسشنامه افسردگی بک (۱۹۹۶) و پرسشنامه هراس اجتماعی کانر (۱۹۹۶) وجود داشت و به‌دلیل محدودیّت ناشی از تعداد زیاد ابزارهای مورد بررسی در پژوهش، بررسی همگرایی مقیاس تجربه زمانی لذّت با شاخص‌هایی که سازه‌های مشابه نظیر تجربه لذّت یا بی‌لذّتی را می‌سنجند و انتظار می‌رود همبستگی بالایی با مقیاس تجربه زمانی لذّت داشته باشند، امکان‌پذیر نبود. به‌نظر می‌رسد چنان‌چه پژوهش‌های آینده در بررسی اعتبار همگرای مقیاس، همبستگی آن را با این شاخص‌ها بررسی کنند، به نتایج قوی‌تری در تأیید اعتبار آن دست یابند.

سپاسگزاری

این مقاله برگرفته از پایان‌نامه دکترای تخصصی روان‌شناسی بالینی نویسنده اول است. از تمامی دانشجویان شرکت‌کننده در این پژوهش و اساتید محترمی که در اجرای پرسشنامه‌های پژوهش در کلاس همکاری کردند، قدردانی می‌شود.

منابع

تاجری، بیوک. (۱۳۹۴). اثربخشی درمانگری شناختی-رفتاری بر میزان وسوسه، نگرش و سازش‌پذیری معتادان به شیشه. *فصلنامه روان‌شناسی کاربردی*، ۹(۳): ۶۲-۳۵.

حسن‌وند عموزاده، مهدی.، باقری، اکرم.، شعیری، محمدرضا. (۱۳۸۹). *بررسی روایی و اعتبار سیاهه ترس اجتماعی در نمونه غیربالینی ایرانی*. پنجمین سمینار سراسری بهداشت روانی دانشجویان. دانشگاه شاهد و دفتر مرکزی مشاوره دانشجویی وزارت علوم، تحقیقات و فناوری.

رحیمی، چنگیز. (۱۳۹۲). کاربرد پرسشنامه افسردگی بک ۲ در دانشجویان ایرانی. *مجله روان‌شناسی بالینی و شخصیت*، ۱۰(۲): ۱۸۸-۱۷۳.

سازمان نظام روان‌شناسی و مشاوره کشور (۱۳۸۷). نظام‌نامه اخلاق حرفه‌ای. *تازه‌های روان‌درمانی*، ۱۳(۱ و ۲): ۱۴۸-۱۳۶.

شکری، امید.، تمیزی، نوشین.، آزاد عبدالله‌پور، محمد.، و تقوایی‌نیا، علی (۱۳۹۴). تحلیل روان‌سنجی پرسشنامه سبک اسنادی در دانشجویان ایرانی. *فصلنامه روان‌شناسی کاربردی*، ۹(۱): ۱۰۱-۷۹.

کلاین، پل. (۱۳۹۲). *راهنمای آسان تحلیل عاملی*. ترجمه جلال صدرالسادات و اصغر مینایی. انتشارات سمت. (تاریخ انتشار اثر به‌زبان اصلی، ۱۹۹۴)

منصوریه، نسترن.، محمودعلیلو، مجید.، رستمی، رضا.، و هاشمی، تورج. (۱۳۹۱). اثربخشی تحریک مغناطیسی فراقشری در کاهش ولع مصرف افراد سوءمصرف کننده متاآمفتامین. *فصلنامه روان‌شناسی کاربردی*، ۶(۴): ۵۶-۴۳.

Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6): 716˚723.

Antony, M. M., Coons, M. J., McCabe, R. E., Ashbaugha, A., & Swinson, R. P. (2006). Psychometric properties of the social phobia inventory: Further evaluation. *Behaviour Research and Therapy*, 44(1): 1177˚1185.

Berridge, K. C. (2007). The debate over dopamine's role in reward: the case for incentive salience. *Psychopharmacology (Berl)*, 191(3): 391-431.

Berridge, K. C., Robinson, T. E., & Aldridge, J. W. (2009). Dissecting component of reward: liking, wanting, and learning. *Current Opinion in Pharmacology*, 9(3): 65˚73.

Brown, T. A (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford.

Buck, B., & Lysaker, P. H. (2013). Consummatory and anticipatory anhedonia in schizophrenia: Stability, and associations with emotional distress and social function over six months. *Psychiatry Research*, 205(1): 30˚35.

Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications and programming*. 2nded. New York: Taylor and Francis group.

Chan, R. C., Shi, Y. F., Lai, M. K., Wang, Y. N., Wang, Y., & Kring, A. M. (2012). The temporal experience of pleasure scale (TEPS): exploration and

confirmation of factor structure in a healthy Chinese sample. *PLoS One*, 7(4): e35352. doi: 10.1371/journal.pone.0035352

Chan, R. C., Wang, Y., Huang, J., Shi, Y., Wang, Y., Hong, X., Ma, Z., Li, Z., Lai, M. K., Kring, A. M. (2010). Anticipatory and consummatory components of the experience of pleasure in schizophrenia: Cross-cultural validation and extension. *Psychiatry Research*, 175(1): 181˚183.

Comrey, A. L. & Lee, H. B. (1992). *A first course in factor analysis*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Connor, K. M., Davidson. J. R. T., Churchill, L. E., Sherwood, A., Foa, E., & Weisler. R. H. (2000). Psychometric properties of the social phobia inventory (SPIN). *British Journal of Psychiatry*, 176(4): 379-386.

Cox, T., & Ferguson, E. (1994). Measurement of the objective work environement. *Work and Stress*, 8(1): 98-109.

Dozois, D. J. A., & Dobson, K (2010). *Depression*. In M. M. Antony & D. H. Barlow (Ed). Handbook of assessment and treatment planning for psychological disorders. 2nd edition, Guilford Press.

Favrod, J., Ernst, F., Giuliani, F., & Bonsack, C. (2009). Validation of the temporal experience of pleasure scale (TEPS) in a French-speaking environment. *Encephale*, 35(3): 241-248. doi: 10.1016/j.encep.2008.02.013

Field, A. P. (2009). *Discovering statistics using SPSS*.10th ed. London: Sage Publications.

Flagel, S. B., Clark, J. J., Robinson, T. E., Mayo, L., Czuj, A., Willuhn, I., & Akil, H. (2011). A selective role for dopamine in reward learning. *Nature*, 469(8): 53-57. http://doi.org/10.1038/nature09588

Gard, D. E., Gard, M. G., Kring, A. M., & John, O. P. (2006). Anticipatory and consummatory components of the experience of pleasure: A scale development study. *Journal of Research in Personality*, 40(6): 1086-1102.

Garfield, J. B., Cotton, S. M., & Lubman, D. I. (2016). Psychometric properties, validity, and reliability of the temporal experience of pleasure scale state version in an opioid-dependent sample. *Drug Alcohol Depend*, 161(1): 238-246.

Ghassemzadeh, H., Mojtabai, R., Karamghadiri, N., & Ebrahimkhani, N. (2005). Psychometric properties of a Persian-language version of the Beck depression inventory-second edition: BDI-II-PERSIAN. *Depression and Anxiety*, 21(4): 185-192. doi: 10.1002/da.20070

Hanley, C. (2007). *Anhedonia and depression: Anticipatory, consummatory and recall deficit.* Honors Teses. Paper 114. From http://digitalcommons.colby.edu/honorstheses/114

Ho, P. M., Cooper, A. J., Hall, P. J., & Smillie, L. D. (2015). Factor structure and construct validity of the temporal experience of pleasure scales. *Journal of Personality Assessment*, 97(2): 200-208. doi: 10.1080/00223891.2014.940625

Hu, L.T. & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1): 1-55.

Klein, D. (1984). *Depression and anhedonia*. In D. C. Clark & J. Fawcett (Eds.), Anhedonia and affect deficits states. New York: PMA Publishing.

Martinotti, G., Hatzigiakoumis, D. S., Vita, O. D., Clerici, M., Petruccelli, F., Giannantonio, M. D., & Janiri, L. (2012). Anhedonia and reward system: psychobiology, evaluation, and clinical features. *International Journal of Clinical Medicine*, 3(7): 697-713. doi: 10.4236/ijcm.2012.37125

Myers, N. D., Ahn, S., & Jin, Y. (2011). Sample size and power estimates for a confirmatory factor analytic model in exercise and sport: A monte carlo approach. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 82(3): 412-423.

Stratta, P., Pacifico, R., Riccardi, I., Daneluzzo, E., & Rossi, A. (2011). Anticipatory and consummatory pleasure: validation study of the italian version of the temporal experience of pleasure scale. *Assessment and Instruments in Psychopathology*, 17(2): 322-327.

Streiner, D. L. & Norman, G. R. (1995). *Health measurement scales: A practical guide to their development and use*. New York: Oxford University Press.

Tabachnick, B.G. & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics*. 6th edition. Pearson education Inc.

Tindell, A. J., Smith, K. S., Berridge, K. C., & Aldridge, J. W. (2009). Dynamic computation of incentive salience: Wanting what was never liked. *J Neurosci*, 29(3): 12220-12228. doi: 10.1523/jneurosci.2499-09.2009

Treadway, M. T., & Zald, D. H. (2011). Reconsidering anhedonia in depression: Lessons from translational neuroscience. *Neuroscience and Biobehavioural Reviews*, 35(4): 537˚555.

Treadway, M. T., & Zald, D. H. (2013). Parsing anhedonia: Translational models of reward-processing deifcits in psychopathology. *Current Directions in Psychological Science*, 22(3): 244□249. doi:10.1177/0963721412474460

Wheaton, B., Muthen, B., Alwin, D., F., & Summers, G. (1977). Assessing reliability and stability in panel models. *Sociological Methodology*, 8(1): 84-136.

Zhang, J., Berridge, K. C., Tindell, A. J., Smith, K. S., & Aldridge, J. W. (2009). A neural computational model of incentive salience. *PLoS Comput Biol, 5*(7): e1000437. doi: 10.1371/journal.pcbi.1000437

**□

مقیاس تجربه زمانی لذّت

عبارت‌ها	کاملاً نادرست	غالباً نادرست	تا حدودی نادرست	تا حدودی درست	غالباً درست	کاملاً درست
۱. وقتی چیز هیجان‌انگیزی در زندگی‌ام اتفاق می‌افتد، واقعاً برای آن اشتیاق دارم.	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۲. صدای سوختن هیزم در شومینه، خیلی آرامش‌بخش است.	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۳. صدای برخورد باران به پنجره را زمانی که در رختخواب گرمم دراز کشیده‌ام، دوست دارم.	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۴. بوی چمنی که تازه چیده شده برایم لذت‌بخش است.	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۵. وقتی بیرون قدم می‌زنم، از نفس عمیق کشیدن در هوای تازه لذت می‌برم.	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۶. اشتیاقی به چیزهایی مانند غذا خوردن در رستوران ندارم.	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۷. بازی کردن دیگران با موهایم را دوست دارم.	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۸. از احساس یک خمیازه خوب، واقعاً لذت می‌برم.	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۹. وقتی در مسیر شهربازی هستم، به‌سختی می‌توانم منتظر سوار شدن به ترن هوایی باشم.	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۱۰. شب قبل از یک روز تعطیل مهم، به‌قدری هیجان‌زده هستم که به‌سختی می‌توانم بخوابم.	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۱۱. من زیبایی برف تازه باریده شده را ارج می‌نهم.	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۱۲. وقتی به یک چیز خوشمزه مثل شیرینی شکلاتی فکر می‌کنم، باید یکی تهیه کنم.	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۱۳. انتظار برای یک تجربه لذت‌بخش هم لذت‌بخش است.	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۱۴. در زندگی‌ام مشتاق خیلی چیزها هستم.	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۱۵. وقتی از منوی غذا چیزی را سفارش می‌دهم، تصور می‌کنم که چه طعم خوبی خواهد داشت.	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۱۶. وقتی می‌شنوم که هنرپیشه موردعلاقه‌ام در فیلم جدیدی ایفای نقش کرده، نمی‌توانم در انتظار دیدن آن فیلم بمانم.	۱	۲	۳	۴	۵	۶

***

پرسشنامه هراس اجتماعی

	به هیچ وجه	کم	تا اندازه‌ای	خیلی زیاد	بی‌نهایت
۱۷. من از افراد صاحب قدرت و مقام می‌ترسم.	۱	۲	۳	۴	۵
۱۸. از این‌که جلوی مردم سرخ شوم ناراحت هستم.	۱	۲	۳	۴	۵
۱۹. مهمانی‌ها و گردهمایی‌ها مرا می‌ترسانند.	۱	۲	۳	۴	۵
۲۰. من از صحبت کردن با افرادی که نمی‌شناسم اجتناب می‌کنم.	۱	۲	۳	۴	۵
۲۱. مورد انتقاد قرار گرفتن خیلی مرا می‌ترساند.	۱	۲	۳	۴	۵
۲۲. ترس از دستپاچه شدن موجب می‌شود تا از انجام کارها یا صحبت کردن با افراد اجتناب کنم.	۱	۲	۳	۴	۵
۲۳. عرق کردن در برابر دیگران مرا آشفته می‌کند.	۱	۲	۳	۴	۵
۲۴. از رفتن به مهمانی‌ها اجتناب می‌کنم.	۱	۲	۳	۴	۵
۲۵. از فعالیت‌هایی که در آن‌ها مرکز توجه باشم اجتناب می‌کنم.	۱	۲	۳	۴	۵
۲۶. صحبت کردن با غریبه‌ها مرا می‌ترساند.	۱	۲	۳	۴	۵
۲۷. من از صحبت کردن در حضور جمع اجتناب می‌کنم.	۱	۲	۳	۴	۵
۲۸. من همه کار می‌کنم تا مورد انتقاد قرار نگیرم.	۱	۲	۳	۴	۵
۲۹. زمانی‌که با مردم هستم تپش قلب مرا ناراحت می‌کند.	۱	۲	۳	۴	۵
۳۰. وقتی دیگران مرا زیر نظر دارند از انجام کارها دچار ترس می‌شوم.	۱	۲	۳	۴	۵
۳۱. احساس خجالت یا احمق به‌نظر رسیدن از جمله ترس‌های جدی من است.	۱	۲	۳	۴	۵
۳۲. از صحبت کردن با افرادی که صاحب قدرت و مقام هستند اجتناب می‌کنم.	۱	۲	۳	۴	۵
۳۳. دچار لرزش شدن در جلوی دیگران برایم ناراحت‌کننده است.	۱	۲	۳	۴	۵

***

پرسشنامه افسردگی بک

(۱)۰ من احساس غمگینی نمی‌کنم./ ۱ اغلب وقت‌ها احساس غمگینی می‌کنم./ ۲ همیشه غمگینم./ ۳ من به قدری غمگین و بی‌نشاطم که تاب تحملش را ندارم.
(۲) ۰ نسبت به آینده‌ام بدبین نیستم./ ۱ بیش از گذشته نسبت به آینده احساس بدبینی می‌کنم./ ۲ انتظار ندارم که وضعم بهتر بشود. / ۳ می‌دانم که وضع هرچه بدتر خواهد شد.
(۳) ۰ احساس نمی‌کنم که شخص شکست‌خورده‌ای باشم./ ۱ بیش از آن‌چه سزاوار بودم، شکست خورده‌ام./ ۲ وقتی به زندگی گذشته‌ام نگاه می‌کنم، جز شکست چیزی نمی‌بینم./ ۳ احساس می‌کنم که شخص کاملاً شکست‌خورده‌ای هستم.
(۴) ۰ به اندازه گذشته، از چیزهایی که از آن‌ها لذت می‌بردم، لذت می‌برم./ ۱ دیگر به اندازه گذشته، از چیزهای اطرافم لذت نمی‌برم./ ۲ از چیزهایی که قبلاً برایم لذت‌بخش بودند، کم‌تر لذت می‌برم./ ۳ از چیزهایی که در گذشته لذت می‌بردم، هیچ لذتی نمی‌برم.
(۵) ۰ احساس گناه خاصی ندارم./ ۱ درباره بسیاری از چیزها که در گذشته انجام داده‌ام یا باید انجام می‌داده‌ام، احساس گناه می‌کنم./ ۲ اغلب وقت‌ها خود را کاملاً گناهکار می‌دانم./ ۳. همیشه خود را گناه‌کار می‌دانم.
(۶) ۰ احساس نمی‌کنم که دارم مجازات می‌شوم./ ۱ احساس می‌کنم که ممکن است مجازات شوم./ ۲ انتظار مجازات دارم. / ۳ احساس می‌کنم که دارم مجازات می‌شوم.
(۷) ۰ احساسم در مورد خودم مانند همیشه است.
۱. اعتماد به نفسم را از دست داده‌ام.
۲. از خودم مأیوسم.
۳. از خودم خوشم نمی‌آید.
(۸) ۰ بیش از حد معمول خود را مورد انتقاد یا سرزنش قرار نمی‌دهم. / ۱ بیش از گذشته از خودم عیب‌جویی می‌کنم./ ۲ در مورد همه اشتباه‌هایم، خودم را مورد انتقاد قرار می‌دهم./ ۳ برای هر اتفاق بدی که می‌افتد، خود را سرزنش می‌کنم.
(۹) ۰ اصلاً به فکر خودکشی نیستم./ ۱ به خودکشی فکر می‌کنم اما به آن عمل نمی‌کنم./ ۲ دلم می‌خواهد خودم را بکشم. / ۳ اگر می‌توانستم خودم را می‌کشتم.
(۱۰) ۰ بیش از گذشته، گریه نمی‌کنم./ ۱ بیش از گذشته، گریه می‌کنم. / ۲ سر هر چیز کوچکی، به گریه می‌افتم. / ۳ احساس می‌کنم که می‌خواهم گریه کنم اما نمی‌توانم.
(۱۱) ۰ بیش از حد معمول، بی‌قرار یا برآشفته نیستم.
۱ احساس می‌کنم بیش از حد معمول، بی‌قرار یا برآشفته هستم./ ۲ به‌قدری بی‌قرار و برآشفته‌ام که نمی‌توانم آرام بگیرم./ ۳ به‌قدری بی‌قرار و برآشفته‌ام که باید این طرف و آن طرف بروم و یا خود را به کاری مشغول کنم.
(۱۲) ۰ علاقه‌ام را به مردم و چیزها، از دست نداده‌ام.
۱ کم‌تر از گذشته، به مردم و چیزها علاقه دارم.
۲ بیش‌تر علاقه‌ام را به مردم و چیزها از دست داده‌ام.
۳ بسیار دشوار است که بتوانم به چیزی علاقه پیدا کنم.
(۱۳) ۰ من مثل همیشه می‌توانم تصمیم بگیرم.
۱. تصمیم گرفتن برایم دشوارتر از حد معمول است.
۲. بیش از گذشته، در تصمیم‌گیری مشکل دارم.
۳. درباره گرفتن هر تصمیمی، با اشکال روبرو می‌شوم.
(۱۴) ۰ احساس نمی‌کنم که آدم بی‌ارزشی هستم./ ۱ خود را مثل گذشته، آدم ارزشمند یا مفیدی احساس نمی‌کنم./ ۲ در مقایسه با دیگران، خود را کم‌ارزش‌تر احساس می‌کنم. / ۳ احساس می‌کنم اصلاً ارزشی ندارم.
(۱۵) ۰ میزان انرژی من مانند همیشه است.
۱. نسبت به گذشته انرژی‌ام کم‌تر شده است.
۲. انرژی لازم برای انجام کارهای زیاد را ندارم.
۳. انرژی انجام هیچ کاری را ندارم.
(۱۶) ۰ در میزان خواب من، تغییری ایجاد نشده است. / ۱ الف. کمی بیش از حد معمول می‌خوابم./ ب. تا اندازه‌ای کم‌تر از حد معمول می‌خوابم./ ۲ الف. خیلی بیش‌تر از حد معمول می‌خوابم. / ب. خیلی کم‌تر از حد معمول می‌خوابم./ ۳ الف. بیش‌ترین قسمت روز را می‌خوابم. / ب. صبح‌ها یک تا دو ساعت زودتر از خواب بیدار می‌شوم و دیگر نمی‌توانم بخوابم.
(۱۷) ۰ بیش از حد معمول، تحریک پذیر نیستم.
۱ بیش از حد معمول، تحریک پذیر هستم.
۲ خیلی بیش از حد معمول، تحریک‌پذیر هستم.
۳ همیشه تحریک‌پذیر هستم.
(۱۸) ۰ اشتهایم تغییری نکرده است./ ۱ الف اشتهایم تا اندازه‌ای کم‌تر از حد معمول است./ ب. اشتهایم تا اندازه‌ای بیش‌تر از حد معمول است./ ۲ الف. اشتهایم خیلی کم‌تر از حد معمول است./ ب. اشتهایم خیلی بیشتر از حد معمول است./ ۳ الف. اصلاً اشتهایی ندارم. / ب. همیشه میل شدیدی به غذاخوردن دارم.
(۱۹) ۰ تمرکزم به‌خوبی گذشته است./ ۱ نمی‌توانم در حد معمول، تمرکز داشته باشم./ ۲ نمی‌توانم برای مدت طولانی، ذهنم را روی موضوعی متمرکز سازم./ ۳ احساس می‌کنم نمی‌توانم روی هیچ چیزی تمرکز پیدا کنم.
(۲۰) ۰ بیش از حد معمول، خسته یا ناتوان نیستم. / ۱ زودتر از حد معمول، احساس خستگی یا ناتوانی می‌کنم. / ۲ خسته‌تر یا ناتوان‌تر از آن هستم که بتوانم بسیاری از کارهایی را که قبلاً انجام می‌دادم، انجام بدهم. / ۳ خسته‌تر یا ناتوان‌تر از آن هستم که بتوانم بیشتر کارهایی را که قبلاً انجام می‌دادم، انجام بدهم.
(۲۱) ۰ تغییر تازه‌ای در علاقه من به امور جنسی پدید نیامده است./ ۱ علاقه‌ام به امور جنسی کم‌تر از گذشته شده است./ ۲ علاقه‌ام به امور جنسی در حال حاضر خیلی کم‌تر شده است./ ۳ علاقه به امور جنسی را کاملاً از دست داده‌ام.

***